

宗亲互助与商业健康保险需求

潘炜迪, 袁 辉

(中南财经政法大学 金融学院, 湖北 武汉 430073)

摘要:面对“看病难、看病贵”,居民可搭配宗亲互助与商业健康保险共同抵御疾病风险。文章利用中国家庭金融调查(CHFS)数据,从文化和转移支出两个角度研究了宗亲互助对商业健康保险需求的影响。结果表明,宗亲互助能够促进居民的商业健康保险需求,考虑内生性影响后结果依然稳健。半参数双重差分结果显示,宗亲互助能够传递疾病风险感知,促进居民的商业健康保险需求。调节效应表明,在参与宗亲互助的低收入人群中,金融素养高的居民,商业健康保险需求更多。异质性分析表明,城市的保障程度高,宗亲互助对商业健康保险需求的促进作用更加显著;在大多数年龄段,宗亲互助都能显著正向影响居民的商业健康保险需求。文章研究表明,日常生活中宗亲互助与商业健康保险并不是非此即彼,两者搭配成为风险转嫁组合更有利于防止因病致贫、因病返贫。

关键词:宗亲互助;商业健康保险;稀有事件概率模型

中图分类号:F842.6 文献标识码:A 文章编号:1001-9952(2021)05-0034-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20210313.102

一、引言

新冠肺炎疫情的出现再次为人们敲响疾病风险的警钟,同时医疗费用激增给居民带来的生活负担已不可忽视。居民在追求美好生活的同时,“看病难、看病贵”问题依然存在。美世咨询公司发布的《2019年全球医疗趋势报告》显示,^①中国2018年医疗成本通胀率达到9.7%,因病致贫、因病返贫仍是困扰居民日常生活的心头之患。如何选择合适的疾病风险转嫁途径,是居民难以回避的问题。

自古以来,依托宗亲互助转嫁损失,是居民抵御疾病风险的重要途径。“血浓于水”的内在联系是宗亲之间相互扶持、同甘共苦的基础,也是其他风险转嫁方式难以比拟的特征。对于商业保险市场不发达的地区,宗亲互助在平滑家庭支出方面起到主要作用(王晓全等,2016)。宗亲互助主要表现为宗亲间的赠予、借贷财物、有偿或无偿提供劳力以及精神安慰等(Takasaki, 2011)。直系亲属之间宗亲互助的经济表现形式大多以赠予为主,而旁系亲属间以借贷为主(Habtom 和 Ruys, 2007)。与组织和法律边界明晰的保险机制不同,宗亲互助由宗族内部的道德评判和习俗所约束,其形成的风险转嫁机制游离于现代社会抵御风险的主流制度体系之外,没有正规的法律为依托,实施于定义模糊的组织内部,没有成文的法律或条例来指导运行,在市场上居于“非正式”地位(Boucher, 2009)。

收稿日期:2020-11-30

作者简介:潘炜迪(1994-)(通讯作者),男,河南平顶山人,中南财经政法大学金融学院博士研究生;
袁 辉(1967-),男,湖南临武人,中南财经政法大学金融学院教授。

^① 参见美世咨询公司《2019年全球医疗趋势报告》, <https://www.mercer.com/our-thinking/health/mercier-marsh-benefits-medical-trends-survey-2019.html#contactForm>。

现代生活中，商业健康保险是重要的疾病风险转嫁工具。商业健康保险以市场化手段分散风险、分摊损失，成为市场经济中的一种正式风险分担制度。近年来，我国政府出台了一系列扶持商业健康保险发展的政策，党的十九大报告更是提出“人民健康是民族昌盛和国家富强的重要标志”。这就要求商业健康保险在解决“看病难、看病贵”问题上应当有所作为。同样是疾病风险的转嫁手段，居民依靠宗亲互助还是借助商业健康保险？能否协调宗亲互助与商业健康保险来共同抵御风险，是一个值得关注的问题。厘清两者之间究竟存在挤出关系还是挤入关系，有助于居民选择合适的风险管理手段，防止因病致贫、因病返贫。

本文利用中国家庭金融调查(CHFS)数据进行了实证分析。结果表明：第一，居民参与宗亲互助能促进自身的商业健康保险需求，这与大多数文献的结果不同，说明居民可以同时运用两种手段更好地转嫁疾病风险；第二，当参与宗亲互助帮助患病成员时，居民会感知患病成员传递的疾病风险，促进自身的商业健康保险需求；第三，当参与宗亲互助时，在低收入人群中，金融素养高的居民更倾向于投保商业健康保险。

本文可能的创新体现在：第一，梳理了宗亲互助与商业保险之间关系的相关研究，揭示了宗亲互助促进商业健康保险需求的理论基础；第二，验证了宗亲互助能促进商业健康保险需求，并探讨了“传递疾病风险感知”的路径作用和“金融素养”的调节效应，细化了传导机制；第三，样本包含城市与农村，拓展了以往以农村为主的研究，使用“祭祀/扫墓”“转移支出”等行为变量替代“祠堂”“家谱”等物化变量，缓解了物化变量“有而不用”带来的高估；第四，在内生性处理上，除了排除时间不一致干扰、样本选择性偏误和双向因果外，还矫正了对稀有事件(*Rare Events*)的估计偏误，使本文结论更加稳健。

二、文献综述与研究假设

(一) 宗亲互助历久弥新

在现代保险制度尚未诞生之前，宗亲互助就已经成为一种必要的风险分担机制。明清时期的徽州建立了一套行之有效的宗亲互助制度，遭受天灾人祸的成员，甚至包括经商失败的成员，都可享受到宗亲成员自发或宗族调配的财物补给(董家魁, 2018)。Motel-Klingebiel 等(2005)的研究也表明，居民在正式保险制度与家庭互助之间的选择，深受社会主流文化和习俗的影响，即使在福利国家(如西班牙、以色列和德国)也出台法律，确立了家庭互助这种非正式保险的地位。Costa-Font(2010)从文化角度说明，家族纽带似乎引导了一种理念，即个体可以依赖宗亲互助来面对未来可能遭遇的长期护理风险。在我国，宗亲互助伴随儒家文化而留存，已经深深烙印在家庭中(阮永锋, 2018)。老有所终，幼有所养，居民因年龄过小或过大而被排除在可参保人群外时，宗亲互助可以提供必要的抚养或赡养义务(Strupat 和 Klohn, 2018)。因此，宗亲互助仍有长期存在的必要性。

宗亲互助包含血缘羁绊，还隐含“互惠”的义务。宗亲成员在救助他人的同时，也希望他人在自己遭灾后伸出援助之手，“互惠行为”的存在不会使居民轻易放弃维持宗亲互助(Nikolov 和 Bonci, 2020; 吴玉峰, 2018)。钟美玲和蒲成毅(2020)发现，在控制包含亲戚在内的礼金支出后，购买商业医疗保险对家庭灾难性支出没有显著影响；在区分城市与农村子样本后，在宗亲互助氛围更强的农村地区，商业医疗保险的减灾影响依然不显著。这说明在家庭抵御灾难性风险方面，包含礼金互惠在内的宗亲互助仍有商业健康保险难以替代的地位。

宗亲互助不仅关系到宗亲成员的疾病风险分担，也关系到宗亲成员获取社会资源，这一特点是商业健康保险无法替代的。在我国，是否参与宗亲互助是社会对个人品德与信誉的重要评

价标准。特别是在农村地区,不参与宗亲互助不仅会使名誉遭受极大损失,还会牵连资金借贷(张德元和潘纬,2016)、致富创业(张学波等,2018)和赊欠消费(耿言虎,2014)等经济行为实施或资源获取的可能性。就机会成本而言,放弃宗亲互助所导致的福利水平下降可能远远大于购买商业健康保险所带来的福利提升。因此,日常生活中居民对宗亲互助的依赖性不会因商业健康保险需求的提升而丧失。

(二)宗亲互助能够促进保险需求

现有文献主要从保险出发探讨了对宗亲互助的影响。宗亲互助没有明确的“承保范围”界定,可以覆盖商业健康保险难以覆盖的损失范围。Dercon 等(2014)发现,天气指数保险对相同种姓间的互助机制存在挤入作用,因为相同种姓间的互助可以弥补天气指数测量误差所带来的免赔损失。Takahashi 等(2019)在研究商业牲畜指数保险参与状况时发现,正式保险制度并没有显著挤出宗亲互助,反而存在微弱的促进作用;他们进一步指出存在“基差风险”(*Basis Risk*),会增强指数保险与宗亲互助之间的挤入关系。与指数保险相似,商业健康保险同样受到保额、赔付比例和免赔额的限制,宗亲互助可以弥补商业健康保险的除外责任,因而存在相互挤入的可能性。

对于比较脆弱的家庭,既参与宗亲互助又购买商业健康保险可以抵御更大的风险。在微观经济学“非厌恶性”的作用下,居民可以将商业健康保险所释放的可支配收入,投入到更高水平或者其他方向的宗亲互助中,获得多方面的生活保障(Künemund 和 Rein, 1999; Heemskerk 等, 2004)。Kang(2004)利用尼泊尔的调查数据发现,以公共转移支付为代表的正式保障制度同样没有显著挤出家庭间的非正式保险制度,而且家庭接受公共转移支付对非正式保险还有显著的正向促进作用。文章认为由于尼泊尔地区过于贫穷,正式保险制度尚未普及,居民需要更多的风险转嫁机制来保障生活,从而导致了正式保险对家庭互助的挤入作用。Nikolov 和 Bonci(2020)也指出,如果以社保为代表的正式保险大规模替代非正式保险,反而会造成社会福利损失。李涛和朱铭来(2017)发现农村宗族网络可以显著促进居民的商业保险消费,但没有做进一步分析。既然正式保险可以挤入宗亲互助,宗亲互助也可能挤入正式保险,但国内相关研究较少。

假设 1: 宗亲互助能够促进居民的商业健康保险需求。

(三)宗亲互助能够传递疾病风险感知

宗亲互助能够传播疾病信息,传递疾病风险感知。首先,居民在身体健康状况变差时最先想到的是以家人、亲戚为代表的亲情关系(任义科等,2013),亲属之间是疾病信息的主要传播途径。其次,居民在参与宗亲互助救助患病成员时,可以直接观察到疾病侵害所带来的病痛与医疗支出负担,从而产生对疾病风险的厌恶,激发自己的投保意愿(钟美玲和蒲成毅,2020)。最后,疾病信息具有隐私性,医疗支出信息和就医经验是居民自己的“隐性知识”。正如宗亲互助可以传递创业中的“隐性知识”(董静等,2019),其建立在血缘的基础上又伴随“利他行为”,可以传递疾病损失相关的“隐性知识”,有助于未患病成员形成合理的疾病风险感知,进而激发其商业健康保险需求。

假设 2: 宗亲互助可能传递疾病风险感知,促进居民的商业健康保险需求。

(四)金融素养能够调节宗亲互助的影响

van Rooij 等(2011)利用荷兰调查数据发现,金融素养较低是制约居民持有金融产品的主要原因。同样,金融素养不足也是制约居民商业健康保险需求的重要因素(秦芳等,2016; 杨柳和刘芷欣,2019)。借助宗亲互助传递的疾病信息,金融素养高的居民能够对疾病风险进行更加精准的计算,更敏感地意识到自身健康保障能力的不足,从而激发商业健康保险需求(李波和朱太辉,2020)。此外,金融素养高的居民更相信市场的力量,自身的金融市场参与程度更高(尹志超等,

2014),更愿意尝试使用商业健康保险来转嫁疾病风险。因此,宗亲互助促进商业健康保险需求的过程中,金融素养可能存在调节作用。

假设3:宗亲互助发挥促进作用时,金融素养高的居民,商业健康保险需求更多。

三、研究设计

(一)样本选择

本文数据主要来源于中国家庭金融调查(CHFS)2015年度的数据,该数据发布于2019年,涵盖除西藏和新疆外的29个省、自治区、直辖市,351个县、区、县级市,1396个村(居)委会,样本规模为37289户,数据具有较好的时效性和可信度。本文主要利用Stata16处理数据,最终得到30832个样本。

(二)变量定义

参考朱铭来等(2019)对宗族网络强度的刻画,本文使用2015年CHFS问卷中的“是否参加祭祀/扫墓”来定义二值核心自变量“宗亲互助”,从文化角度刻画宗亲互助程度。^①本文使用居民“是否拥有商业健康保险”来定义因变量“商业健康保险”。为了剔除可能存在的异质性问题,参照李丁等(2019)利用跨期数据处理“时间不一致”的做法,本文将2013年和2015年CHFS数据进行匹配,确定2013年问卷中“未拥有商业健康保险”,但2015年问卷中“拥有商业健康保险”的被调查者,构造二值变量“投保行为”作为替代因变量。

参考郭云南等(2013)以及胡金焱和袁力(2017)的研究,本文从2015年CHFS问卷中选取反映居民金融能力的变量(经济新闻关注度、金融课程和金融素养)、受教育水平(本科学历和研究生学历)、已有保障水平(基本养老保险、基本医疗保险和公司医疗保险)以及其他个人特征作为控制变量。对于“金融素养”变量,参照Lusardi和Mitchell(2011)的方法,对2015年CHFS问卷中有关利息、通货膨胀、风险资产和彩票等问题的得分加总处理。对于居民“收入水平”,为了剔除极端值的影响,本文做了上下1%的缩尾处理,然后取自然对数。考虑到商业健康保险对被保险人的年龄存在限制,样本只保留18—60岁的被调查者,并剔除在校学生、异常值和缺失值。本文控制了公司为职工购买商业医疗保险的状况,使实证结果更加稳健。变量定义与描述性统计见表1。

表1 变量定义与描述性统计

变量名称	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
商业健康保险	1=有商业健康保险,0=没有	0.034	0.181	0	1
投保行为	1=2013—2015年投保了商业健康保险,0=没有	0.009	0.094	0	1
宗亲互助	1=去年(2014年)参加祭祀/扫墓活动,0=没有	0.785	0.411	0	1
经济新闻关注度	1—5表示从“从不关注”到“非常关注” ^②	2.176	1.090	1	5
金融课程	1=上过金融课程,0=没有	0.086	0.280	0	1
金融素养	1—4表示金融素养从低到高	1.331	1.058	0	4
户主	1=户主,0=不是	0.371	0.483	0	1
女性	1=女性,0=男性	0.403	0.490	0	1
年龄	2015年的实际年龄	38.032	10.628	18	60

^① 2017年CHFS问卷中删除了相关内容,所以本文选取2015年CHFS数据作为样本主体,并以2013年调查数据作为补充。

^② 本文对2015年CHFS问卷中的问题做逆序处理,即“您平时对经济、金融方面的信息关注程度如何?”1=从不关注,2=很少关注,3=一般,4=很关注,5=非常关注。

续表1 变量定义与描述性统计

变量名称	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
本科学历	1=有学士学位,0=没有	0.157	0.364	0	1
研究生学历	1=有硕士及以上学位,0=没有	0.021	0.142	0	1
农业户口	1=农业户口,0=非农业户口	0.493	0.500	0	1
伴侣	1=有同居伴侣,0=没有 ^①	0.789	0.408	0	1
自评健康	1—5 表示自评健康从“非常好”到“非常不好” ^②	2.260	0.827	1	5
慢性病	1=有慢性病,2=没有	1.831	0.375	1	2
收入水平	个人年度税后工资性收入缩尾处理后取自然对数	10.059	0.748	8.558	11.002
基本养老保险	1=有基本养老保险,0=没有	0.717	0.450	0	1
基本医疗保险	1=有基本医疗保险,0=没有	0.888	0.315	0	1
公司医疗保险	1=公司购买了商业医疗保险,0=没有	0.011	0.105	0	1

(三)模型构建

样本中有商业健康保险的被调查者仅占 3.4%，模型回归时需要考虑稀有事件偏误(*Rare Events Bias*)，因而不能直接使用 *Logit* 模型或 *Probit* 模型，本文使用 *Cloglog* 模型来矫正可能存在稀有事件偏误(陈强, 2014)。本文首先使用“商业健康保险”对“宗亲互助”做总体回归，然后使用“投保行为”替换“商业健康保险”来排除“时间不一致”可能对结果的干扰。总体回归模型如式(1)所示，其中 chi 表示商业健康保险， $clan$ 表示宗亲互助， X 表示控制变量， δ 表示城市固定效应， ε 表示残差项。

$$chi = \alpha + \beta clan + \gamma X + \delta + \varepsilon \quad (1)$$

四、实证结果分析

(一) 总体回归

考虑稀有事件偏误的总体回归结果见表2，可以看到，“宗亲互助”对“商业健康保险”有显著的正向影响，这一结果验证了假设1。与大多数文献认为宗亲互助与保险相互挤出不同，本文结果表明，对于转嫁疾病风险，居民并不是在“宗亲互助”与“商业健康保险”之间做“单选题”。两者可以共同作为居民的风险转嫁工具(Beyene, 2014; Habtom 和 Ruys, 2007)，两者搭配使用可以大幅降低因病致贫、因病返贫的可能性。因此，居民参与宗亲互助能够促进自身的商业健康保险需求。

表2 宗亲互助与商业健康保险需求：总体回归

	(1) <i>Cloglog</i> 商业健康保险	(2) <i>Cloglog</i> 商业健康保险	(3) <i>Cloglog</i> 投保行为
宗亲互助	0.442*** (4.14)	0.381*** (3.40)	0.521** (2.37)
经济新闻关注度		0.184*** (5.55)	0.219*** (3.39)

① 考虑到真实生活在一起的个体才能分摊生活支出，本文对回答“已婚”“同居”的个体赋值为1，对“未婚”“分居”“离婚”“丧偶”的个体赋值为0。

② 身体状况的描述为：1=非常好，2=好，3=一般，4=不好，5=非常不好。

续表 2 宗亲互助与商业健康保险需求：总体回归

	(1) <i>Cloglog</i> 商业健康保险	(2) <i>Cloglog</i> 商业健康保险	(3) <i>Cloglog</i> 投保行为
金融课程		-0.571*** (-5.88)	-0.452** (-2.33)
金融素养		0.180*** (4.44)	0.092 (1.59)
户主		0.297*** (5.28)	0.115 (1.03)
女性		0.291*** (6.51)	0.001 (0.01)
年龄		0.008** (2.19)	0.009 (1.54)
本科学历		0.145** (2.21)	0.126 (0.79)
研究生学历		0.343** (2.31)	0.070 (0.25)
农业户口		-0.289*** (-2.91)	-0.260 (-1.44)
伴侣		0.055 (0.54)	0.055 (0.28)
自评健康		0.032 (0.64)	0.002 (0.02)
慢性病		-0.052 (-0.47)	0.044 (0.26)
收入水平		0.263*** (4.86)	0.351*** (3.39)
基本养老保险		0.349*** (3.22)	0.284 (1.17)
基本医疗保险		-0.237 (-1.44)	-0.487** (-2.11)
公司医疗保险		0.540*** (2.84)	0.261 (0.63)
截距项	-4.360*** (-45.45)	-5.645*** (-9.71)	-6.362*** (-5.67)
城市	控制	控制	控制
样本量	30 832	30 832	30 123

注：括号内为 z 值，模型回归使用了地市层面的稳健聚类标准误，“*”“**”和“***”分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。下表同。

表 2 列(2)中金融素养、户主、女性、年龄、本科学历、研究生学历以及收入水平对因变量具有显著的正向影响，农业户口则具有显著的负向影响，这与郭云南等(2013)以及李丁等(2019)的结果相似。但与周欣和孙健(2016)不同的是，本文发现居民有基本养老保险和公司医疗保险会显著促进其商业健康保险需求，因为这是居民接触和认识保险的重要途径。

(二) 排除时间不一致干扰

使用调查数据时，由于调查问卷的问题受文本字数限制，问卷本身可能无法正确反映居民的回答表示的是“流量”还是“存量”，因此因变量与核心自变量之间可能存在孰先孰后的“时间不一致”问题。

本文核心自变量“宗亲互助”反映的是居民的一种行为习惯，短期内不会发生较大的改变。此外，“宗亲互助”反映的是居民 2014 年的行为，在样本期内我国商业健康保险市场上，短期的商业医疗保险产品仍占主导。^①因此，“宗亲互助”应发生在居民投保商业健康保险的前期或同期，避免了时间上的反向因果。为了进一步排除时间不一致问题的干扰，本文利用“投保行为”作为替代因变量，刻画“宗亲互助”短期相对不变的情况下居民做出的投保决定（李丁等，2019）。上述处理在缓解时间不一致干扰的同时，还有助于排除“双向因果”，即相对不变的“宗亲互助”影响了其间变化的投保行为。**表 2** 列(3)中“宗亲互助”对“投保行为”具有显著的正向影响，说明时间不一致问题不会显著改变总体回归结果的稳健性，宗亲互助仍对商业健康保险需求有促进作用。

（三）排除样本选择性偏误

样本筛选中可能存在的选择性偏误同样会影响总体回归结果的稳健性，本文使用倾向得分匹配(PSM)方法来排除上述干扰。本文使用 *Logit* 模型获得倾向得分，匹配方式分别选取临近匹配(1 对 4)、卡尺匹配(半径为 0.01)和核匹配，并对样本使用 *Bootstrap* 命令进行 1000 次随机抽取以保证估计结果的稳健性。

表 3 显示，无论是更换匹配方式还是更换因变量，宗亲互助对因变量都存在显著的正向“平均处理效应”(ATT)，说明宗亲互助的确可以促进居民的商业健康保险需求。在排除样本选择性偏误的干扰后，总体回归结果依然稳健。这也说明在参与宗亲互助的过程中，不同背景的居民都感知到疾病的痛苦和巨额的医疗支出负担。因此，居民需要商业健康保险与宗亲互助相辅相成，从而促进了自身对商业健康保险的需求。

表 3 排除样本选择性偏误

匹配方式	商业健康保险		投保行为	
	t 值或 z 值	宗亲互助(ATT)	t 值或 z 值	宗亲互助(ATT)
临近匹配	3.11	0.009***	2.43	0.003**
卡尺匹配	3.65	0.008***	3.18	0.004***
核匹配	4.59	0.011***	3.43	0.004***

（四）因果识别

为了进一步确定宗亲互助对商业健康保险需求的影响方向，本文使用工具变量法来排除“双向因果”。阮荣平和郑田风(2013)、丁从明等(2018)以及阮永锋(2018)尝试利用不同省份历史上的宗族关系强度差异作为外生变量进行因果识别。参照上述文献，本文对宗族关系较强的广东、广西、福建和江西赋值为 2，宗族关系较弱的黑龙江、吉林和辽宁赋值为 0，其他省份赋值为 1，构造变量“地区差异”作为工具变量。王春超和袁伟(2016)在探讨农村风险分担问题时，使用“村庄人口”作为居民社交的工具变量。借鉴上述思想，本文构造“相邻亲戚数”(即居住在同一城市或村庄中有血缘关系的亲戚数目)作为工具变量，反映居民在地域上可以借助的宗亲互动力量。

Eprobit 模型可以更好地处理二值变量回归中的内生性问题(朱建军和张蕾，2019；张卫东等，2021)。*Eprobit* 模型首先将内生变量对工具变量进行回归，获取包含反向因果干扰的内生误差项，然后利用内生误差项来矫正总体回归中的概率估计边界值，从而缓解总体回归中的内生

^① 中国保险行业协会发布的《2018 年中国商业健康保险发展指数报告》指出，截至 2017 年底，在接受调研的 28 家保险公司投放的 2432 个产品中，产品类型以医疗保险为主(占比 54.7%)，产品期限以短期产品为主(占比 70.7%)。

性干扰。工具变量的有效性由自身显著程度反映。*Eprobit* 模型的优势在于, 对第一阶段回归的约束较少, 只需获取内生误差项, 从而能够更好地提升估计效率。本文采用 *Eprobit* 模型进行因果识别。在表 4 列(1)和列(2)中, 以“地区差异”和“相邻亲戚数”作为“宗亲互助”的工具变量, 宗亲互助对商业健康保险需求仍有显著的促进作用, 再次验证了假设 1。

表 4 宗亲互助与商业健康保险需求: 因果识别

	(1) <i>Eprobit</i>		(2) <i>Eprobit</i>	
	宗亲互助	商业健康保险	宗亲互助	商业健康保险
宗亲互助		0.181*** (2.86)		0.824* (1.70)
地区差异	0.066*** (4.14)			
相邻亲戚数			0.036*** (9.01)	
其他变量	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制
样本量	30 832		30 832	

(五) 稳健性检验

1. 替换自变量

上文已尝试替换因变量, 为了进一步保证总体归回结果的稳健性, 本文尝试替换核心自变量。参照 De Weerdt 和 Fafchamps(2011)利用亲属间“双向的转移支付”来刻画宗亲互助, 本文只选取居民对宗亲的“转移支出”来构造变量, 试图排除居民获得宗亲“转移收入”所带来的干扰。从经济学角度分析, 居民的转移支出会降低自身的收入预算, 从而抑制商业健康保险需求。但如果居民参与宗亲互助的转移支出与商业健康保险需求表现出显著的正向关系, 则进一步说明宗亲互助对商业健康保险需求具有促进作用。

本文利用问卷中对转移支付的询问, 选取“因灾向亲戚转支”和“风险感知”作为核心自变量进行稳健性检验。考虑到“父母/公婆”与子女之间的转移支付可能出于“抚养/关爱”而不是“抵御疾病风险”, 为了排除上述情况可能产生的干扰, 本文仅选取向“兄弟姐妹/其他亲属”的转移支出构造二值变量。对于变量“因灾向亲戚转支”, 对“去年(2014 年)因医疗或生活困难发生向兄弟姐妹/其他亲属转移支出”赋值为 1, 反映宗亲互助中对疾病风险的转嫁行为。变量“风险感知”为“宗亲互助”和“因灾向亲戚转支”的交乘项, 它从宗亲文化和转移支付两个角度共同刻画了宗亲互助对疾病损失的转嫁。“风险感知”所刻画的子样本对宗亲关系更加重视, 更容易在帮助患病成员过程中感知疾病风险。本文对相关问题的缺失值做“归零”的保守处理。“归零”处理的优势是, 在保证尽可能使用更多样本的条件下, 核心自变量的解释力度实际上处于一个被低估的水平。如果在被低估的情况下核心自变量仍具有显著影响, 则正常水平下其影响和假设检验会更加稳健。

在表 5 列(1)至列(3)中, 上述三个从转移支出角度刻画的自变量对因变量仍存在显著的正向影响, 进一步说明宗亲互助促进了居民的商业健康保险需求。列(1)至列(3)中核心自变量刻画的是被调查者上一年(2014 年)的转移支出, 因变量刻画的是当前(2015 年)被调查者的状态。由于样本期内市场上商业健康保险以一年期的医疗保险产品为主, 因变量刻画的行为更可能发生在自变量前期, 符合时间逻辑。替换核心自变量的回归结果再次验证了假设 1。

表 5 稳健性检验

	(1) <i>Cloglog</i> 商业健康保险	(2) <i>Cloglog</i> 商业健康保险	(3) <i>Cloglog</i> 商业健康保险	(4) <i>Cloglog</i> 商业健康保险	(5) <i>Cloglog</i> 商业健康保险
宗亲互助			0.298** (2.27)	0.284 (0.94)	0.398*** (3.91)
因灾向亲戚转支	0.301*** (3.20)				
风险感知		0.360*** (3.40)	0.194** (2.46)		
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	26 773	26 773	26 773	523	25 460

2. 排除职业干扰

虽然总体回归中控制了“经济新闻关注度”“金融课程”和“金融素养”，但是被调查者的投保行为还可能受到职业的影响，即从事金融行业的居民出于业务上的便利、兴趣或要求，而不是受到宗亲互助的影响，增加了自身的商业健康保险需求。本文利用问卷中关于被调查者职业的询问，区分金融行业与非金融行业子样本分别进行了回归。[表5](#)中列(4)显示，在金融行业子样本中，宗亲互助并没有显著影响商业健康保险需求；列(5)显示，在非金融行业子样本中，宗亲互助对商业健康保险需求依然存在显著的促进作用，验证了总体回归结果的稳健性。将“商业健康保险”替换为“投保行为”，回归结果类似。

上述结果表明，宗亲互助对商业健康保险需求的促进作用并不是居民就职于金融行业所带来的。相反，就职于金融行业的居民掌握更多的商业健康保险市场信息，可能更了解目前商业健康保险产品的性价比较低，不愿意投保商业健康保险，转而凭借自身职业优势，构造其他金融资产组合来替代商业健康保险。而就职于非金融行业的居民没有足够的能力或渠道来搭配复杂的金融资产组合，仍需要宗亲互助和商业健康保险共同转嫁疾病风险。

五、进一步分析

(一) 宗亲互助传递疾病风险感知

为了探讨宗亲互助是否能够传递疾病风险感知，进而促进居民的商业健康保险需求，本文选取2013年度和2015年度的连续调查样本，匹配得到两期面板数据。[表6](#)中列(1)使用双重差分(DID)回归，列(2)使用半参数双重差分(SDID)回归。

为了控制宗亲互助倾向，本文只选取2015年发生“宗亲互助”的样本，把“2013年是否发生向患病亲属转移支出”作为冲击事件，发生转移支出的样本为处理组，未发生转移支出的为对照组，得到冲击事件和年度的交乘项“双重差分项”，“双重差分项”刻画了宗亲互助过程中传递疾病风险感知的影响。半参数双重差分(SDID)对回归结果进行样本概率调整，汇报双重差分结果的平均处理效应(ATT)，以缓解样本时间维度过小而难以进行共同趋势检验的问题(马超等，2019)。在[表6](#)列(1)和列(2)中，“双重差分项”都表现出显著的正向影响，说明在宗亲互助倾向不变的情况下，居民在帮助患病成员的过程中会感知疾病风险，促进自身的商业健康保险需求，从而验证了假设2。

表 6 传递疾病风险感知路径与金融素养调节作用

	(1)FE-DID 商业健康保险	(2)FE-SDID 商业健康保险	(3)Cloglog 商业健康保险	(4)Cloglog 商业健康保险	(5)Cloglog 商业健康保险
双重差分项	0.024* (1.79)	0.016* (1.86)			
宗亲互助			0.224 (1.08)	-0.089 (-0.28)	0.399 (1.35)
金融素养调节			0.083 (0.84)	0.268* (1.87)	0.005 (0.05)
金融素养			0.110 (1.26)	0.093 (0.72)	0.100 (0.94)
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制
年度	控制	控制			
城市	控制	控制	控制	控制	控制
回归样本	clan=1	clan=1	全样本	低收入组	高收入组
样本量	16686	16686	30832	15416	15416

注:列(1)和列(2)括号内为 t 值,列(3)至列(5)括号内为 z 值。

(二)金融素养调节宗亲互助的影响

为了探究在宗亲互助促进商业健康保险需求中金融素养是否存在调节效应,本文在回归中引入宗亲互助与金融素养的交乘项“金融素养调节”。表 6 中列(3)显示,“金融素养调节”在全样本中没有表现出显著影响。随后,本文根据收入水平的中位数,把样本划分为低收入组和高收入组两个子样本。列(4)和列(5)显示,“金融素养调节”的系数在低收入组中显著为正,在高收入组中则不显著。这说明在低收入人群中,金融素养高的居民市场参与度更高,在感知宗亲互助所传递的疾病风险时,更倾向于借助商业健康保险转嫁巨额疾病风险,从而验证了假设 3。

六、异质性分析

(一)城市与农村

现有文献较多关注宗族网络对农村保险发展的影响(郭云南和王春飞,2016;李涛和朱铭来,2017;阮永锋,2018),但少有文献探究宗亲互助对城市居民保险需求的影响。表 7 中列(1)和列(2)分别对农村与城市子样本进行了回归。结果表明,与农村居民相比,城市居民的商业健康保险需求更容易受到宗亲互助的正向影响。

表 7 异质性分析:城市与农村

	(1)Cloglog 商业健康保险 农村	(2)Cloglog 商业健康保险 城市	(3)Cloglog 商业健康保险 城市中的农业户口
宗亲互助	0.146 (0.42)	0.326*** (3.76)	0.441** (2.37)
农业户口	0.024 (0.05)	-0.135 (-1.61)	
其他变量	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制
样本量	7726	23068	8058

保险保障能力强的城市环境并没有挤出宗亲互助,宗亲互助反而促进了商业健康保险需求。Motel-Klingebiel 等(2005)发现,公共福利好的国家并没有挤出家庭互助。本文结果与之相似,再次验证假设 1。[表 7](#) 中列(3)进一步对生活在城市中的农业户口子样本进行了回归,发现“宗亲互助”对“商业健康保险”存在显著的正向影响。这说明在城市化进程进一步加快的背景下,从农村流入城市的“新市民”有更多的机会接触商业健康保险,更有可能综合运用宗亲互助和商业健康保险,从而提升自身的健康保障水平。

(二)年龄

受“落叶归根”的传统文化影响,居民的“乡土情结”随着年龄的增长越发凸显,从而更加珍视“宗亲的力量”。[表 8](#) 结果显示,随着年龄的增长,居民的身体健康状况会逐渐变差,更需要宗亲互助与商业健康保险相互搭配来提供健康保障。但对于“计划生育政策”下出生的“70后”“80后”,一方面,他们所能依靠的宗亲人口减少,导致问卷调查期间 30—40 岁的居民只能借助“市场的力量”来转嫁疾病风险;另一方面,30—40 岁居民的受教育程度和收入水平较高,可以依靠自身的金融素养投保商业健康保险来应对疾病风险。因此,对于 30—40 岁的居民,宗亲互助与商业健康保险之间的关系不显著。

表 8 异质性分析: 不同年龄段

	(1) <i>Cloglog</i> 商业健康保险 18—30岁	(2) <i>Cloglog</i> 商业健康保险 30—40岁	(3) <i>Cloglog</i> 商业健康保险 40—50岁	(4) <i>Cloglog</i> 商业健康保险 50—60岁
宗亲互助	0.349* (1.67)	0.122 (0.92)	0.385** (2.55)	0.514** (2.03)
年龄	0.023 (0.62)	0.065*** (3.45)	0.039** (2.03)	0.027 (0.04)
其他变量	控制	控制	控制	控制
城市	控制	控制	控制	控制
样本量	8436	8376	8701	5319

七、结 论

本文基于中国家庭金融调查(CHFS)数据,在排除样本选择性偏误、时间不一致以及双向因果的内生性影响后,发现宗亲互助能够显著促进居民的商业健康保险需求,宗亲互助与商业健康保险可以相互搭配共同为居民提供保障。宗亲互助所传递的疾病风险感知促进了居民的商业健康保险需求;此外,在低收入居民参与宗亲互助的过程中,金融素养高的个体感知疾病风险后,更倾向于增加自身的商业健康保险需求。异质性分析表明,在人口流动背景下,在保障程度高的城市,宗亲互助同样显著促进了居民的商业健康保险需求。融入城市生活的农村人口在拓宽商业健康保险接触渠道后,更容易在宗亲互助的促进作用下投保商业健康保险。在大多数年龄段,宗亲互助都表现出对商业健康保险需求的促进作用。

本文在 Nikolov 和 Bonci(2020)的基础上,将研究视角由社会保障转向商业健康保险,丰富了以宗亲互助为代表的非正式保险与正式保险之间关系的研究,结果与 Costa-Font(2010)和阮永锋(2018)不同。本文研究表明,宗亲互助能够“挤入”以商业健康保险为代表的正式保险,而且在保

障程度高的城市，宗亲互助同样促进了居民的商业健康保险需求。在传导路径上，本文发现宗亲互助能够传递疾病风险感知，而且低收入居民的金融素养能够调节宗亲互助的影响，促进商业健康保险需求。

根据上述研究结论，本文得到以下启示：首先，保险行业在宣传商业健康保险时，要避免将宗亲互助和商业健康保险作为对立的两极，应从商业健康保险能与宗亲互助相互搭配，并能弥补宗亲互助不足的角度激发居民的需求。其次，保险行业应继续拓展农村市场，扩大农村居民接触商业健康保险的机会，通过增进农村居民对商业健康保险的了解，促进农村地区的商业健康保险需求。最后，保险行业应将城市郊区和城乡结合部作为重要的细分市场，借助一线销售人员的力量，向农村流入城市的“新市民”普及商业健康保险知识，阐明宗亲互助的局限性，引导居民合理使用保险手段转嫁巨额疾病风险。

参考文献：

- [1]陈强. 高级计量经济学及 Stata 应用(第 2 版)[M]. 北京：高等教育出版社，2014.
- [2]丁从明,邵敏敏,梁甄桥. 宗族对农村人力资本投资的影响分析[J]. 中国农村经济, 2018, (2): 95–108.
- [3]董家魁. 明清徽州家谱对徽商发展的积极作用[J]. 图书馆理论与实践, 2018, (2): 48–55.
- [4]董静,赵策,苏小娜. 宗族网络与企业创新——农村创业者先前经验的协同与平衡[J]. 财经研究, 2019, (11): 140–152.
- [5]樊纲治,王宏扬. 家庭人口结构与家庭商业人身保险需求——基于中国家庭金融调查(CHFS)数据的实证研究[J]. 金融研究, 2015, (7): 170–189.
- [6]耿言虎. 农村赊欠及其市场、关系、文化嵌入性——基于安徽 ZX 镇绿园商店的个案解剖[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2014, (2): 20–27.
- [7]郭云南,王春飞. 新型农村合作医疗保险与自主创业[J]. 经济学(季刊), 2016, (4): 1463–1482.
- [8]郭云南,张琳弋,姚洋. 宗族网络、融资与农民自主创业[J]. 金融研究, 2013, (9): 136–149.
- [9]胡金焱,袁力. 宗族网络对家庭民间金融参与的影响和作用机制[J]. 财贸经济, 2017, (6): 33–48.
- [10]李波,朱太辉. 债务杠杆、金融素养与家庭金融脆弱性——基于中国家庭追踪调查 CFPS2014 的实证分析[J]. 国际金融研究, 2020, (7): 25–34.
- [11]李丁,丁俊菘,马双. 社会互动对家庭商业保险参与的影响——来自中国家庭金融调查(CHFS)数据的实证分析[J]. 金融研究, 2019, (7): 96–114.
- [12]李涛,朱铭来. 正式制度、非正式制度与农村家庭消费性支出——基于保险和社会网络的空间计量分析[J]. 保险研究, 2017, (8): 3–18.
- [13]马超,俞沁雯,宋泽,等. 长期护理保险、医疗费用控制与价值医疗[J]. 中国工业经济, 2019, (12): 42–59.
- [14]秦芳,王文春,何金财. 金融知识对商业保险参与的影响——来自中国家庭金融调查(CHFS)数据的实证分析[J]. 金融研究, 2016, (10): 143–158.
- [15]任义科,郝小艳,杜海峰. 社会支持网对农民健康的影响——基于“差序格局”的视角[J]. 人口与发展, 2013, (6): 36–42.
- [16]阮荣平,郑风田. 市场化进程中的宗族网络与乡村企业[J]. 经济学(季刊), 2013, (1): 331–356.
- [17]阮永锋. 宗族网络抑制了农村商业保险的发展吗——基于“千村调查”数据的实证研究[J]. 华中科技大学学报(社会科学版), 2018, (2): 87–95.
- [18]王春超,袁伟. 社会网络、风险分担与农户储蓄率[J]. 中国农村经济, 2016, (3): 25–35.

- [19]王晓全,骆帝涛,王奇.非正式保险制度与农户风险分担建模与政策含义——来自 CFPS 数据的实证研究[J].经济科学,2016,(6): 89–101.
- [20]吴玉锋.社会阶层、社会资本与我国城乡居民商业保险购买行为——基于 CGSS2015 的调查数据[J].中国软科学,2018,(6): 56–66.
- [21]许荣,张迪,吉学.新农合对农户商业医疗保险需求影响的研究[J].保险研究,2013,(3): 120–127.
- [22]杨柳,刘芷欣.金融素养对家庭商业保险消费决策的影响——基于中国家庭金融调查(CHFS)的分析[J].消费经济,2019,(5): 53–63.
- [23]尹志超,宋全云,吴雨.金融知识、投资经验与家庭资产选择[J].经济研究,2014,(4): 62–75.
- [24]张德元,潘纬.农民专业合作社内部资金互助行为的社会资本逻辑——以安徽 J 县惠民专业合作社为例[J].农村经济,2016,(1): 119–125.
- [25]张卫东,卜偲琦,彭旭辉.互联网技能、信息优势与农民工非农就业[J].财经科学,2021,(1): 118–132.
- [26]张学波,马相彬,张利利,等.嵌入与行动者网络:精准扶贫语境下扶贫信息传播再思考[J].新闻与传播研究,2018,(9): 30–50.
- [27]钟美玲,蒲成毅.社会网络对家庭灾难性医疗支出风险的影响[J].金融发展研究,2020,(9): 67–74.
- [28]周欣,孙健.社会网络能够影响商业医疗保险的购买吗?——基于中国居民家庭收入调查数据的研究[J].金融理论与实践,2016,(10): 94–99.
- [29]朱建军,张蕾.农地确权能增强农村劳动力的外出务工意愿吗?——基于中国劳动力动态调查的实证分析[J].当代经济管理,2019,(6): 30–36.
- [30]朱铭来,郑先平,李涛.宗族网络、保险制度与农村女性外出就业——基于 CFPS 数据库的空间计量实证分析[J].经济科学,2019,(4): 105–117.
- [31]Beyene F. Herd mobility, markets and informal insurance practices among herders in Ethiopia[J]. *Journal of Development and Agricultural Economics*, 2014, 6(3): 105–115.
- [32]Boucher P L. Beninese and Ethiopian informal insurance groups: A comparative analysis[J]. *Development Policy Review*, 2009, 27(3): 333–347.
- [33]Costa-Font J. Family ties and the crowding out of long-term care insurance[J]. *Oxford Review of Economic Policy*, 2010, 26(4): 691–712.
- [34]De Weerd J, Fafchamps M. Social identity and the formation of health insurance networks[J]. *The Journal of Development Studies*, 2011, 47(8): 1152–1177.
- [35]Dercon S, Hill R V, Clarke D, et al. Offering rainfall insurance to informal insurance groups: Evidence from a field experiment in Ethiopia[J]. *Journal of Development Economics*, 2014, 106: 132–143.
- [36]Habtom G K, Ruys P. Traditional risk-sharing arrangements and informal social insurance in Eritrea[J]. *Health Policy*, 2007, 80(1): 218–235.
- [37]Heemskerk M, Norton A, de Dehn L. Does public welfare crowd out informal safety nets? Ethnographic evidence from rural Latin America[J]. *World Development*, 2004, 32(6): 941–955.
- [38]Kang S J. Are private transfers crowded out by public transfers? The case of Nepal[J]. *The Developing Economies*, 2004, 42(4): 510–528.
- [39]Künemund H, Rein M. There is more to receiving than needing: Theoretical arguments and empirical explorations of crowding in and crowding out[J]. *Ageing & Society*, 1999, 19(1): 93–121.
- [40]Lusardi A, Mitchell O S. Financial literacy around the world: An overview[J]. *Journal of Pension Economics and Finance*, 2011, 10(4): 497–508.

- [41]Motel-Klingebiel A, Tesch-Roemer C, Von Kondratowicz H J. Welfare states do not crowd out the family: Evidence for mixed responsibility from comparative analyses[J]. *Ageing & Society*, 2005, 25(6): 863–882.
- [42]Nikolov P, Bonci M. Do public program benefits crowd out private transfers in developing countries? A critical review of recent evidence[J]. *World Development*, 2020, 134: 104967.
- [43]Strupat C, Klohn F. Crowding out of solidarity? Public health insurance versus informal transfer networks in Ghana[J]. *World Development*, 2018, 104: 212–221.
- [44]Takahashi K, Barrett C B, Ikegami M. Does index insurance crowd in or crowd out informal risk sharing? Evidence from rural Ethiopia[J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2019, 101(3): 672–691.
- [45]Takasaki Y. Targeting cyclone relief within the village: Kinship, sharing, and capture[J]. *Economic Development and Cultural Change*, 2011, 59(2): 387–416.
- [46]van Rooij M, Lusardi A, Alessie R. Financial literacy and stock market participation[J]. *Journal of Financial Economics*, 2011, 101(2): 449–472.

Clan Mutual Assistance and Commercial Health Insurance Demand

Pan Weidi, Yuan Hui

(School of Finance, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China)

Summary: The outbreak of “2019-nCoV” rings the alarm bell of illness risks. Recently, according to “China Statistical Yearbook”, the annual growth rate of per capita health care expenditure in China has recorded double-digit since 2014, which is creating huge medical expenditure burdens and hardly ignored in residents’ daily life. When pursuing a better life, the difficulties and high costs of getting medical services have threatened residents’ normal living for a long time. “2019 Medical Trends around the World” issued by Marsh & McLennan Companies indicated that the inflation rate of medical expenditure was up to 9.7% in China 2018, which means falling into or falling back to poverty for catching diseases would still bother residents’ mind. How to choose an appropriate way of illness risk transfer is an unavoidable problem for residents.

Clan mutual assistance has been a traditional way to share the loss of diseases since ancient times, whereas commercial health insurance is a more efficient way in modern market for healthy risk sharing. As a result, clan mutual assistance will influence commercial health insurance demand. However, previous literature only pays attention on the “crowd-out” relationship between clan mutual assistance and commercial health insurance. Those researches ignore that folks can use both clan mutual assistance and commercial health insurance to improve health care levels. Besides, illness risk information can be delivered by clan mutual assistance, which will stimulate clan members’ risk perception and improve their commercial health insurance demand.

Based on China Household Finance Survey Data (CHFS), this paper sets variables from culture and transfer expenditure perspectives to show that clan mutual assistance can “crowd in” commercial health insurance demand, which is still robust when considering the endogenous effect. In mechanism analysis, by using semiparametric difference-in-difference (SDID), clan mutual assistance impacts commercial health insurance demand by delivering illness risk perception. Besides, the moderating effect indicates that when receiving illness risk information from clan mutual assistance, people who have higher finance literacy in low income

group will have more tendencies to buy commercial health insurance. Heterogeneity analyses find that urban group enjoying higher quality social welfare has more “crowd-in” effect than rural group; in the majority of age ranges, clan mutual assistance shows a positive effect on folks’ commercial health insurance demand.

Therefore, when marketing the commercial health insurance, insurance industry should avoid putting clan mutual assistance and commercial health insurance into two opposite poles, so as to reduce residents’ resistance to commercial health insurance. Secondly, insurance industry needs to expand the rural market to give more connections between rural residents and commercial health insurance, which will improve commercial health insurance demand in rural areas. Thirdly, suburb can be a crucial segmental market where insurance industry can explain the limits of clan mutual assistance and persuade new citizens migrating from rural places to use commercial health insurance to share illness risks.

Key words: clan mutual assistance; commercial health insurance; regression of rare event data

(责任编辑 康 健)

(上接第 18 页)

The contribution of this paper is threefold. Firstly, it reveals a new path that the capital market may affect the real economy. We find that managers may distort companies’ production and operation activities in order to sell their shares at a high price. Secondly, it expands the existing literature on market manipulation by studying the relationship between information-based market manipulation and wealth transfer during the period of insiders’ shares selling. This paper is the first empirical study on information-based market manipulation based on big data in China, which supplements the existing literature mainly based on case analysis or theoretical analysis. Thirdly, the results show that information disclosure arbitrage may be the root of market mispricing, which provides new evidence for the debate and reasons about the divergence between the virtual economy and the real economy. The findings of this paper also have important implications for the regulation of information-based market manipulation and insider trading.

Key words: information-based market manipulation; real economy; shares selling; wealth transfer

(责任编辑 康 健)